

研究論文

自己株式取得による株価への効果に関する一考察
— シグナリング仮説とエイジェンシー仮説 —

岩 坪 加 紋・張 偉 勝

A study of the effect of stock repurchases: signaling and agency solution

Kamon IWATSUBO Weisheng ZHANG

【要 約】 自己株式取得動機を説明する理論には、シグナリング仮説とエイジェンシー仮説がある。本稿では、日本の株式市場のデータを用い二つの仮説を検証し、両仮説を支持する結論を得た。近年の経営環境の変化を経てもなお結果は変わらないことから、二つの仮説が自己株式取得動機の説明原理として、より普遍的なものであることが改めて認識された。

Key words: 自己株式取得、株価、シグナリング仮説、エイジェンシー仮説

1. はじめに

自己株式取得ないし自社株買いとは余剰資金を用いて自らの株式を市場から買い戻すことを指す。従って場合によっては株価操作の温床となりかねず、従来日本では原則として禁止されていた。しかし、日本特有の慣行である株式の持ち合いが解消に向かいつつあることや、80年代のエクイティ・ファイナンスに由来する資本効率の低下から、94年以降数度の商法改正を伴って自己株式取得は株式消却の手法として採用されるようになった¹。近年、ライブドアによるニッポン放送の買収(2005年)、スティーラー・パートナーズによる一連の買収(明星食品(2006年)、ブルドックソース(2007年)等)など敵対的企業買収が発生し、企業にとって安定的な株主を確保するという点で自己株式取得は重要な予防策の一つと推測される²。なお2008年には東京証券取引所に自己株式取得の促進を目的とした自己株式立会買付取引(ToSTNeT-3)が導入され、買付方法の選択肢も増えており、日本の自己株式取得の環境も整備されつつある。

多くの先行研究が示すように、自社株買いのアナウンスは、買付け方法の相違によらず、平均的な株価を上昇させる。例えば米国のケースをサーベイした Allen and Michaely(2003)は、買い入れ比率が大きいほど株価の上昇は大きく、企業規模が大きいほど株価の上昇は小さく、株価の長期的な上昇は、時価簿価比率が低い銘柄ほど顕著に表れると報告している³。

本稿の目的は以下のようになる。次節で述べるように自社株買いによる株価の上昇が、いかなる理由によるものなのか必ずしも一致した見解が得られていない(畠田・相馬(2009))。ペイアウト政策の一つとして自社株買いが選択された場合、シグナリング仮説とエイジェンシー仮説(フリーキャッシュフロー仮説)はその動機を説明する主たる仮説として位置づけられるが、株価上昇がいずれかの仮説によるものなのか、あるいは、まったく別の仮説によるものなのかについて未だ見解の一致を得ていない。本稿では、畠田(2003)のシンプルな手法により、二つの仮説の可能性について考察し、先行研究の補完を目的とする。特に、上述のように、ここ数年企業の経営環境は変化しており、先行研究と同様の結論が得られるのか否かに注目する。

2. 先行研究と仮説について

Miller and Modigliani(1961)の配当無関連性命題は、①税金が存在しないこと、②情報の非対称性が存在しないこと、③投資家と企業経営者間に利害対立が存在しないこと、④取引コストが存在しないこと、⑤資本市場が完備であること、⑥経済主体は合理的であることを仮定すると、ペイアウトの手段は企業価値に影響を与えないことを示した。ところが多くの事実が示すように、現実の世界ではペイアウトは財務戦略の一つとして重要な位置付けにある。従って、現実世界を説明するに際し、これら仮定のいくつかを緩和する。ペイアウト政策の一つである自社株買いの動機付けに関する主要な仮説は、①の税金の存在、②の情報の非対称性、③の利

¹ 自己株式取得に関する商法改正の経緯については畠田・相馬(2009)が詳しい。

² 経済産業省と法務省は「企業価値・株主共同の利益の確保又は向上のための買収防衛策に関する指針」(2005年5月27日)を発表し、企業買収への注意喚起に努めている。

³ 近年の展望論文には畠田・相馬(2009)がある。

害対立、を緩和することで導出される（畠田・相馬(2009)）⁴。本稿で注目するのは、後二者の観点である。

シグナリング（Signaling）とは、市場において情報の非対称性がある場合、私的情報を保有している者が、情報を持たない側に情報を開示する行動を指す。自社株買いのシグナリング仮説では、上記②の情報の非対称性に焦点が当てられる。例えば Battacharya(1979)は、投資機会に関する情報の非対称性ならびに株主の富の最大化を目的とする企業経営者を想定した。投資プロジェクトの収益性は情報の非対称性により外部から観測できないため、市場は収益性の高いプロジェクトも低いプロジェクトも同等のものと評価する。収益性の高いプロジェクトを有する企業は過小評価され、収益性の低いプロジェクトを有する企業は過大評価されることになる。この結果、収益性の高いプロジェクトを持つ企業でも不足資金を外部からコストをかけて（取引コストの発生）調達せざるを得なくなり、株主価値が低下してしまう。従って、こういった企業は、高い収益性に基づく多額の配当（ここでは自社株買い）を約束することで、市場の自社への評価を修正しようというインセンティブを持つことになる。一方、収益性の低いプロジェクトを有する企業には、配当の増額を約束するインセンティブはない。従って、自社株買いがアナウンスされると、市場はそのシグナルに基づいて当該企業への評価を修正し株価が上昇するのである。

一方、エイジェンシー仮説は、情報の非対称性のもとで、株主と経営者の利害対立（③）に注目した仮説である。株主をプリンシパル（委託者）、経営者をエージェント（代理人）とし、エイジェンシー仮説はプリンシパル＝エージェント問題として解釈される。株主と経営者の利害が対立する場合、経営者の私的便益や拡大志向などに起因するモラルハザードにより、過剰投資に資金が回り、結果的に企業価値が減少する危険性が常にある。このため、株主はコスト（エイジェンシーコスト）をかけて経営者を監視する必要がある、この分、投資家による当該企業への評価は低位となる。

経営者のモラルハザード、ここでは株主の利益を犠牲にして過剰投資をしようとするインセンティブを抑制する方法には、コーポレートガバナンスの観点から企業内部から経営者の行動を規律付ける、また経営者の報酬システムを活用し、株主と経営者の利害が一致するような経営者の報酬システムを活用する方法がある。そしてもう一つの方法として、過剰投資に向けられる余剰資金（フリーキャッシュフロー）を配当や自社株買いに振り向けさせるものがある（Jensen(1986)）。従って、自社株買いがアナウンスされると、過剰投資が抑制されるため投資家の企業評価は変化し、株価が上昇するのである。

二つの仮説は双方とも自社株買いのアナウンスにより株価が上昇することを予測するものであるが、想定する仮定が異なる。シグナリング仮説の場合、企業の投資プロジェクトの将来収益が、情報の非対称性のため適正に評価されていないという点に力点がある。従って、情報の非対称性が大きいほど、市場は将来収益を適切に評価していないことになる。この情報の非対称性の大きさは、実証においては企業規模（Ikenberry et al.(1995)、畠田(2003)など）が代理

⁴ 例えば取引コストなど他の仮定も緩和されるが、主要な仮説が特に注目する点のみを挙げている。

変数として用いられる。規模が小さいほど情報発信に限界があるため、情報が非対称になりやすいというものである。

Lang and Litzenberger(1989)は、Tobin Q が 1 より小さい企業は過剰投資にあると想定している。フリーキャッシュフローが発生し過剰投資の状態にある場合、その企業への市場の評価は低くなる。そのため実物資本の市場評価価値と実物資本の再取得費用の比である Q が 1 より小さくなるのである。彼らは、配当額を 10%以上変更した企業について調べた結果、 Q が 1 より小さい企業は、 Q が 1 より大きい企業に比べて、増配に対する株価上昇率が大きいと報告している。また、彼らは、シグナリング仮説では、 Q の値が株価に影響することはないと述べている。

日本の市場を分析対象とした研究には、シグナリング仮説については、Zang(2002)、畠田(2003)、池田・畠田(2005)、エイジェンシー仮説（フリーキャッシュフロー仮説）には牧田(2005)がある。それら研究はそれぞれの仮説を支持する結果を得ている。また特定の仮説を検証したものではないが、シグナリング仮説を支持する内容となっているものに Hatakeda and Isagawa(2004)がある。ところで両仮説は対立するものではないため同時に成立することも考える。筆者が知る限り、日本の株式市場の研究で、両仮説を同時に支持する結論を得ているのは小西・趙(2003)のみである。彼らは 1998 年のデータにより重回帰分析を行い、超過収益率と Q および企業規模に相関があると報告している。冒頭で述べたように、日本においても敵対的買収事案が発生しており、企業の経営環境も変化している。安定的な株主を確保するという点で自社株取得は重要な予防策であろう。こういった経営環境の変化を経た現状を検証する点で、本稿にも一定の貢献部分があるものと考えられる。

本稿では総資産をシグナリング仮説検証の際の企業属性とし、Tobin の Q をエイジェンシー仮説検証の際の企業属性とする。さらに、以下で述べるような方法で把握する交際費をエイジェンシー仮説検証の際の企業属性とする。交際費には企業経営上やむを得ない側面がある一方で、経営者が税金を払ってでも、換言すれば株主に不利になっても良いと考えている、経営者のモラルハザードの可能性を残す。Yafeh and Yosha(2003)は企業経営におけるモラルハザードの指標として、交際費に注目している⁵。彼らは交際費について次のように述べている。「(接待の類は) おそらく、生産的にもなりうるが、非常に容易に私的利益に変えうる活動の最も明白な例である。さらに、ある特定の晚餐が会社のパフォーマンスに貢献するかどうかは、事実上、‘接待している経営者’ 本人以外には誰にも分からないのである」。最低限の交際に係る支出は企業経営上不可欠であろう。しかし、交際の是非と企業パフォーマンスとの因果関係は明確ではない。従って、原則的に経営者と株主に利害対立がある限り、投資家ないし株主は、多額の交際費を負担している企業には経営者のモラルハザードが発生しており、交際費以外にも過剰投資が行われているのではと考えるのが自然であろう。このとき、自己株式の取得は、余剰資金が減少するため、モラルハザードによる過剰投資の抑制が見込まれ、当該銘柄が再評価されるのである。

⁵ Yafeh and Yosha(2003)はモラルハザードの指標として他に、宣伝広告費や、現金・有価証券額、R&D 支出、一般管理販売費も挙げている。

自己株式取得による株価への効果に関する一考察

ところで交際費の開示は個々の企業で異なり、開示しない企業もある。そこで本稿では以下のような方法でこれを把握する。税効果会計は、損金や益金として一時的に税引前当期利益への算入は認められなくても将来時点において算入可能となる場合、これを見越して異時点間で利益損益の平準化を図るものであるが、交際費は税効果会計の損金として処理することができず有税処理される。有税処理される交際費は、有価証券報告書の「法定実効税率⁶と税効果会計適用後の法人税等の負担率との差異の原因となった主な項目別の内訳」のうち、「交際費等永久に損金算入されない項目」に税率表示されている。税率換算された値が大きいほど利益規模に対する交際費額は大きく、値が大きいほど経営者のモラルハザードが高い確率で存在すると考えても良いだろう。本項目は投資家からも容易に閲覧可能である。なお、当該項目は交際費に限定されるものではなく、例えば過大な役員報酬も対象になるが、いずれにしても当該項目が大きいほど株主にとっては不利になり、依然として経営者のモラルハザードが懸念される。

3. データと分析方法

3. 1 データ

本稿は、東証一部に上場している企業で 2010 年度に自己株式取得のアナウンスを行った企業を分析対象にする。ただし、銀行・証券・その他の金融業は対象外とした。自己株式取得の情報や財務データは edinet で入手した。マーケットポートフォリオは東証株価指数 (TOPIX) を使用し、株価やマーケットポートフォリオは yahoo ファイナンスから入手した。図表 1 は分析対象企業の業種別分布であり、企業数は 185 社、採用したデータは 226 である⁷。

図表 1 分析対象企業の業種分布

業種	企業数	(%)	業種	企業数	(%)
水産・農林業	1	0.5	電気機器	14	7.6
鉱業	1	0.5	輸送用機器	5	2.7
建設業	11	5.9	精密機器	2	1.1
食料品	12	6.5	その他製品	8	4.3
繊維製品	9	4.9	電気・ガス業	7	3.8
パルプ・紙	2	1.1	陸運業	4	2.2
化学	19	10.3	倉庫・運輸関連業	3	1.6
医薬品	2	1.1	情報・通信業	15	8.1
ゴム製品	3	1.6	卸買業	11	5.9
ガラス・土石製品	6	3.2	小売業	3	1.6
鉄鋼	8	4.3	不動産業	3	1.6
金属製品	8	4.3	サービス業	15	8.1
機械	13	7.0	合計	185	100

⁶ 法定実効税率は、税引前利益×法定実効税率＝法人税＋住民税＋事業税を満たす税率である。なお、税引前利益＝課税所得＋事業税、法人税＝課税所得×法人税率、住民税＝法人税×住民税率、事業税＝課税所得×事業税率である。

⁷ 企業数 185 社のうち、この期間において 27 社が 2 回、4 社が 3 回、2 社が 4 回アナウンスしている。

図表2は採用したサンプルの記述統計量である。本稿では、公開買付けや自己株式立会買付取引を市場買付以外としている⁸。本稿サンプルの市場買付以外での取引の比率が約40%と、牧田(2002)の約15%、小西・趙(2003)の約5%に比べると大きくなっている。市場買付以外の大半は2008年に導入された自己株式立会買付取引であり、その背景については別途検討が必要であるものの、近年の敵対的買収や資本効率向上の必要性が増したことにより、大量の自己株式を処理する必要性があったものと推測される。

図表2 記述統計量

変数	
自社株の買付方法	
市場買付	59.7%
市場買付以外	40.3%
総資産(単位:億円)	
平均	4781.5
中央値	993.2
標準偏差	14179.8
Tobin Q	
平均	0.77
中央値	0.64
標準偏差	0.50
Q<1	81.4%
Q>1	18.6%
損金不算入割合 (税率換算, 単位:%)	
平均	4.2
中央値	1.6
標準偏差	11.9
サンプル数	226

Qが1より小さい場合、エイジェンシー仮説が指摘するようなフリーキャッシュフローが存在し経営者による機会主義的行動が疑われるが、その対象が80%を超える値となっている。1998年のデータを用いた小西・趙(2003)では38.7%であり、企業のおかれた経済環境は1998年と比べると相当程度変化していると考えられる。また損金不算入割合とは、損金や益金として算入できなかった項目を税率換算したものであり、これが大きいほど法人税等の税率は高くなる。値が高いほど企業経営におけるモラルハザード、つまりエイジェンシー仮説が指摘する経営者による機会主義的行動が懸念される。

3. 2 イベントスタディによる分析方法

本論文では、先行研究にしたいがい、イベント・スタディ(event study)による分析方法を採用し、イベント日前後の一定期間(event window)における超過収益率AR(Abnormal Return)

⁸ 公開買付けは取得予定の株式数が大量になる場合に行われる手法であり、基本的に相対取引となる。また自己株式立会買付取引には2008年に東京証券取引所のToSTNeT-3などがあり、これも相対取引である。なお公開買付けを明言した銘柄は1件だけであった。

を検証する。自己株式取得のアナウンスメント日を取締役会で自社株買いを決定した日とし、イベント日 ($t=0$) と定義する。イベント期間をイベント日の 20 営業日前からイベント日後の 20 営業日前までの 41 営業日とし、超過収益率 AR は 120 営業日前から 21 営業日前の株価をもとにマーケットモデル (market model) を用いて推定する。なお各銘柄間で超過収益率に相関がないと仮定する。以下では Campbell et al.(1997)や島田(2003)に基づき超過収益率や付随する推定値の推定方法について述べる。

まず、アナウンス日前後二十日間における各企業の株価収益率を求める。

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}}$$

R_{it} は銘柄 i の t 日における株価収益率、 P_{it} は銘柄 i の t 日における株価終値を表している。

同様に、

$$R_{mt} = \frac{P_{mt} - P_{mt-1}}{P_{mt-1}}$$

R_{mt} は東証一部株価指数 (TOPIX) の t 日における株価指数収益率 (マーケット・ポットフォリオ収益率) を、 P_{mt} は t 日における東証一部株価指数 (TOPIX) の終値を表している。

次に各企業の株価収益率が次のようなマーケットモデルに従うとする。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \mu_{it} \quad t = -120, \dots, -21$$

$E(\mu_{it}) = 0$ 、 $\text{Var}(\mu_{it}) = \sigma_{\mu}^2$ である。 α_i 、 β_i はイベント日の 120 営業日前から 21 営業日前の期間のデータを用い、最小二乗法により推定する。推定した $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$ を用いイベント期間における各企業の超過収益率を求める。 AR_{it} は銘柄 i の t 日における超過収益率を表している。

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad t = -20, \dots, +20$$

各銘柄の超過収益率 AR_{it} は、イベント期間の各期においてイベントは株価収益率の平均に影響を与えないという帰無仮説の下では、銘柄 i のイベント期間での超過収益率ベクトル (41×1) を $AR_i = (AR_{i,-20}, \dots, AR_{i,0}, \dots, AR_{i,20})'$ とすると、

$$AR_i \sim N(0, \sigma_i^2 I_{41}) \quad (1)$$

にしたがう。0 は零ベクトル (41×1)、 I_{41} は単位ベクトル (41×41) をそれぞれ表す。なお σ_i^2 は、

$$\sigma_i^2 = \sum_{t=-120}^{-21} AR_{it}^2 / (100 - 2)$$

で求める。

イベントによる影響を推計するため、時間および銘柄の観点から超過収益率を集計する。イベント期間で τ_1 時点から τ_2 時点間における銘柄 i の累積超過収益率 $CAR_i(\tau_1, \tau_2)$ (Cumulative

Abnormal Return)は、 $\tau_1 + 21$ 番目から $\tau_2 + 21$ 番目までの要素が1であり、それ以外の要素が0である 41×1 の定数ベクトル $\gamma = (0, \dots, 0, 1, \dots, 1, 0, \dots, 0)'$ とすると、(1)より、

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \gamma' AR_i \quad (2)$$

であり、帰無仮説のもと次の正規分布に漸近的に従う。

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) \sim N(0, \sigma_i^2 \gamma' \gamma)$$

次に、銘柄間で超過収益率に相関がないことを仮定し、超過収益率の標本平均である平均超過収益率 AAR_t は、

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} \quad t = -20, \dots, +20$$

として求められる。そして帰無仮説の下で、イベント期間での平均超過収益率ベクトル (41×1) を $AAR = (AAR_{-20}, \dots, AAR_0, \dots, AAR_{+20})'$ とすると AAR の分布は、

$$AAR \sim N(0, \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2 I_{41})$$

となる。また、累積平均超過収益率 $CAAR(\tau_1, \tau_2)$ (Cumulative Average Abnormal Return) は、

$$CAAR(\tau_1, \tau_2) = \gamma' AAR$$

となる。もしくは、累積平均超過収益率 $CAAR(\tau_1, \tau_2)$ を累積超過収益率 $CAR_i(\tau_1, \tau_2)$ の銘柄平均値と考えると(2)より、

$$CAAR(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(\tau_1, \tau_2)$$

であり、帰無仮説のもと次の正規分布に漸近的に従う。

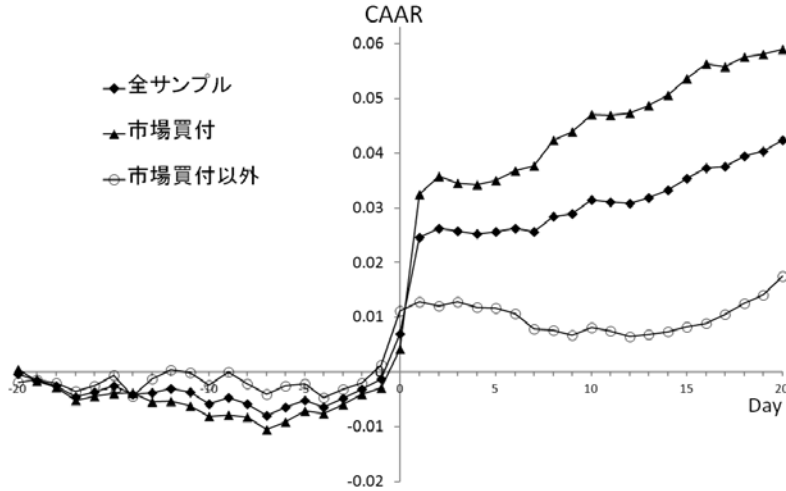
$$CAAR(\tau_1, \tau_2) \sim N(0, \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2 \gamma' \gamma)$$

以下では上記に従い、累積平均超過収益率 $CAAR$ により、イベントによる株価収益率への影響について検証を行う。

4. 推定結果

図表3はイベント期間における累積平均超過収益率(CAAR)の推移を表したものである。上段の図はイベント日20日前(-20)からのCAARの推移図、下段の表はイベント日前(-20, -2)、イベント日前後(-1, +1)およびイベント日後(+2, +20)のそれぞれ期間のCAARを示している。

図表3 累積平均超過収益率(CAAR)の推移



全サンプル

期間	推定値	t値
(-20,-2)	-0.004	-0.81
(-1,+1)	0.03	14.76 ***
(+2,+20)	0.02	3.74 ***

市場買付

期間	推定値	t値
(-20,-2)	-0.005	-0.77
(-1,+1)	0.04	14.60 ***
(+2,+20)	0.03	4.22 ***

市場買付以外

期間	推定値	t値
(-20,-2)	-0.002	-0.34
(-1,+1)	0.01	5.23 **
(+2,+20)	0.00	0.65

注意) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

図から CAAR はイベント日 ($t=0$) 前後に上昇し、変化幅は市場買付の値が最も大きい。市場買付については、イベント日前後 (-1, +1) では4%、イベント日後 (+2, +20) では3%の有意な株価上昇がみられるが、市場買付以外では (-1, +1) については1%と有意水準5%で正值、(+2, +20) において0%と株価上昇の傾向はみられず、市場買付の手法の方が市場買付以外の手法よりも CAAR は大きい。公開買付けの効果についてほとんど変化がないことが先行研究で報告されており⁹、自己株式立会買付取引も市場外での取引であることから、公開買付けと同様にその株価への影響も限定的なのかもしれない。なおイベント日前 (-20, -2) には有意な値は推定されず、自社株買いの情報が、平均的には事前に漏れることなく適切に管理されていることが推測される。

⁹ 牧田(2002)など。

図表4 累積平均超過収益率(CAAR)の推移：総資産規模別

全サンプル					
期間	資産規模の小さい銘柄		資産規模の大きな銘柄		差の検定
	推定値	t値	推定値	t値	t値
(-20,-2)	-0.01	-0.95	-0.001	-0.12	-0.67
(-1,+1)	0.03	10.74 ***	0.02	10.22 ***	2.09 *
(+2,+20)	0.02	3.03 ***	0.01	2.20 **	1.01

市場買付					
期間	資産規模の小さい銘柄		資産規模の大きな銘柄		差の検定
	推定値	t値	推定値	t値	t値
(-20,-2)	-0.01	-0.76	-0.002	-0.28	-0.42
(-1,+1)	0.04	11.13 ***	0.03	9.47 ***	2.89 **
(+2,+20)	0.03	3.38 ***	0.02	2.54 **	1.09

市場買付以外					
期間	資産規模の小さい銘柄		資産規模の大きな銘柄		差の検定
	推定値	t値	推定値	t値	t値
(-20,-2)	-0.01	-1.05	0.007	0.75	-1.29
(-1,+1)	0.03	6.24 ***	0.00	0.61	4.51 ***
(+2,+20)	0.01	0.66	0.00	0.21	0.39

注意) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

次に上述の2つの仮説について考察する。図表4は総資産を元に分類した総資産規模別CAARを掲載したものである。投資家と企業との情報の非対称性は、資産規模の大きな企業よりも小さな企業の方が大きいと考えられる。従ってシグナリング仮説が支持されるならば、資産規模の小さい銘柄のCAARが資産規模の大きい銘柄の値よりも相対的に大きくなる。まず全サンプルで検討する。資産規模の大小にかかわらず、イベント日前後(-1, +1)やイベント日後(+2, +20)に正で有意なCAARが観測される。注目されるのはそれらに差異があるか否かである。イベント日前後(-1, +1)のCAARに関し、差の検定により有意水準10%で資産規模の小さい銘柄の値が大きい、イベント日前の(-20, -2)やイベント日後の(+2, +20)に差異はない。

市場買付の場合も全サンプルと同様にイベント日前後(-1, +1)やイベント日後(+2, +20)のCAARは有意にゼロと異なる正值である。さらにイベント日前後(-1, +1)では有意水準5%で資産規模の小さい銘柄の値の方が大きい。市場買付以外では資産規模の大きな銘柄にはそもそも有意なCAARの値はない。以上の結果は、買付方法の違いによらずシグナリング仮説と整合的なものである。

次にエイジェンシー仮説について検討する。経営者と株主の利害が異なると経営者の私利便益や拡大志向などのモラルハザードにより、過剰投資に資金が回り、結果的に企業価値が減少してしまう危険性がある。これを回避する手段の一つがフリーキャッシュフローによる自社株取得であり、これが投資家に好感され株価が上昇する。Tobin Qが1未満の企業は、フリーキャッシュフローが発生し、過剰投資の状態にあると推測される。

図表5 累積平均超過収益率(CAAR)の推移:Tobin Q別

全サンプル					
期間	Tobin Q<1の銘柄		Tobin Q>1の銘柄		差の検定
	推定値	t値	推定値	t値	t値
(-20,-2)	-0.01	-1.15	0.004	0.30	-0.67
(-1,+1)	0.03	15.35 ***	0.02	3.33 **	2.10 *
(+2,+20)	0.02	4.12 ***	0.01	0.47	0.96

市場買付					
期間	Tobin Q<1の銘柄		Tobin Q>1の銘柄		差の検定
	推定値	t値	推定値	t値	t値
(-20,-2)	-0.01	-1.03	0.001	0.08	-0.46
(-1,+1)	0.04	15.91 ***	0.02	3.30 **	2.86 **
(+2,+20)	0.03	4.88 ***	0.01	0.60	1.26

市場買付以外					
期間	Tobin Q<1の銘柄		Tobin Q>1の銘柄		差の検定
	推定値	t値	推定値	t値	t値
(-20,-2)	-0.004	-0.57	0.012	0.53	-0.68
(-1,+1)	0.02	5.31 **	0.01	0.77	0.87
(+2,+20)	0.01	0.77	0.00	-0.18	0.40

注意) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

図表5はTobin Qに基づきCAARを推定した結果である¹⁰。まず、イベント日前(-20, -2)については、全サンプル、市場買付、市場買付以外のいずれも有意な値はみられない。イベント日前後(-1, +1)について、全サンプルや市場買付で有意な値が推定された。さらにTobin Qが1未満の銘柄の値は1より大きな銘柄よりも値が大きく、差の検定からも有意な差(全サンプルのt値は2.10、市場買付のt値は2.86)がある。ところが市場買付以外ではt値は0.87と差の検定から有意な差異はみられない。このため、エイジェンシー仮説との整合的な結果は市場買付の場合に限定される。

¹⁰ 株式時価総額に有利子負債を加えた額を簿価資産で除して求めた。

図表6 累積平均超過収益率(CAAR)の推移：損金不算入の割合別

全サンプル					
期間	損金不算入の小さい銘柄		損金不算入の大きい銘柄		差の検定
	推定値	t値	推定値	t値	t値
(-20,-2)	0.00	-0.05	-0.004	-0.81	0.42
(-1,+1)	0.02	6.82 ***	0.03	14.76 ***	-2.72 **
(+2,+20)	0.01	1.04	0.02	3.74 ***	-1.26

市場買付					
期間	損金不算入の小さい銘柄		損金不算入の大きい銘柄		差の検定
	推定値	t値	推定値	t値	t値
(-20,-2)	-0.01	-1.17	0.001	0.10	-0.96
(-1,+1)	0.03	7.02 ***	0.04	13.71 ***	-3.59 **
(+2,+20)	0.01	1.26	0.04	4.75 ***	-2.14 **

市場買付以外					
期間	損金不算入の小さい銘柄		損金不算入の大きい銘柄		差の検定
	推定値	t値	推定値	t値	t値
(-20,-2)	0.01	0.83	-0.012	-1.25	1.45
(-1,+1)	0.002	0.38	0.03	6.83 ***	-4.31 ***
(+2,+20)	-0.003	-0.28	0.01	1.16	-0.99

注意) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

次にエイジェンシー仮説に関し、経営者のモラルハザードの観点から検討する。損金不算入の割合（税率換算）が大きい銘柄ほど経営者のモラルハザードが想定される。図表6は損金不算入の割合別に推定した結果である。イベント日前（-20，-2）にはいずれにおいても有意な差異はみられない。しかし、イベント日前後（-1，+1）には有意なCAARが推定されており、さらに差の検定から損金不算入の大きい銘柄の値が有意に大きい。市場買付以外のイベント日前後（-1，+1）の値にも有意な差異が見られ、これはTobin Qを用いた図表5の結果とは異なる。さらに市場買付の場合、イベント日後（+2，+20）にもt値が-2.14と有意水準5%で損金不算入の大きい銘柄の値が小さい銘柄の値よりも大きくなる。これらはエイジェンシー仮説と整合的な結果であり、大きい損金不算入の割合に懸念した投資家が自社株買いを好感し、企業評価を修正したものと考えられる。

図表 7 2 仮説の頑健性の分析

被説明変数: 説明変数	CAR(-1,+1)			
	推定値	t値	推定値	t値
定数	0.112	4.580 ***	0.083	3.429 ***
市場買付以外	-0.025	-2.831 ***	-0.022	-2.521 **
総資産	-0.005	-2.850 ***	-0.004	-2.133 **
Q	-0.018	-2.422 **		
損金不算入割合	0.0004	1.481	0.001	1.726 *
自由度修正決定係数	0.055		0.039	

注意) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。市場買付以外とは買付方法が市場買付以外の場合に1、それ以外の方法の場合には0とするダミー変数である。総資産は対数値を用いた。損金不算入割合は税率換算した値である。

Lang and Litzenberger(1989)によれば、シグナリング仮説では、Qの値が株価に影響することはない。これはQを元に分類してもCAARに差異が生じないことを意味している。ただし、小西・趙(2003)が報告しているように二つの仮説は対立するものではなく、Qが何らかの理由で総資産と相関している場合、2つの仮説は同時に成立しうる。そこで(2)式の累積超過収益率 $CAR_i(-1, +1)$ を被説明変数、企業属性を説明変数として重回帰し、2つの仮説の頑健性について分析する。図表7はその回帰結果である¹¹。なお分散不均一を考慮し、検定の際の共分散行列にはWhiteの共分散行列を用いている。

両仮説と整合的な結果であれば、総資産やQの推定値は有意な負値、損金不算入割合の推定値は有意な正値となる。すべての説明変数を回帰した場合、総資産やQについては仮説と整合的な結果であるが、損金不算入割合は有意な正値になっていない。Qとの多重共線性を考慮してQを外して回帰すると、損金不算入割合は有意な正値となる。2つの仮説は同時に成立していると考えられる。

¹¹ 市場買付以外とは買付方法が市場買付以外の場合に1、それ以外の方法の場合には0とするダミー変数である。また総資産は対数変換している。損金不算入割合は税率換算した値である。なお回帰式は特定の理論モデルによるものではなく、単に変数間の相関を求めたものである。

5. まとめ

本稿では、日本における自己株式取得の動機を株価の変化から考察した。より具体的には、東証一部上場企業のデータを用い、自己株式取得のアナウンス日前後における企業属性ごとの株式の累積平均超過収益率 CAAR を基に、シグナリング仮説およびエイジェンシー仮説を検討した。

その結果、総資産の小さな企業の CAAR は大きな企業の値よりも大きく、シグナリング仮説と整合的であった。さらに Tobin Q が1未満の銘柄の CAAR は1より大きい銘柄よりも大きく、また本稿で新たに導入した損金不算入の割合の大きい銘柄の CAAR は小さい銘柄の値よりも大きく、エイジェンシー仮説と整合的であった。重回帰分析の結果、総資産と Tobin Q、総資産と損金不算入割合には相関があり、二つの仮説が同時に成立しうることも確認した。この結果は1998年のデータを用いた小西・趙(2003)と同様である。ただし、1998年当時と異なり、近年では敵対的買収が増え自己株式取得が予防策の一つとなっていること、ならびに2008年には自己株式立会買付取引が始まったことなど、株式取得の目的が多様化し、買付方法の選択肢も増えている。それにも拘わらず得られた結論が変わらなかったことを考慮すると、二つの仮説が自己株式取得動機の説明原理としてより普遍的なものであることが改めて認識される。

<参考文献>

- 池田義男、畠田 敬(2005)「自己株式取得による株価への効果—2001年10月の商法改正以降のイベントを用いたマーケット・モデルによるイベントスタディ分析」『社会科学論集』no.42 pp.67-97.
- 小西 大、趙ファンソク(2003)「自己株式取得に対する株価の反応」『一橋論叢』第130巻第5号、pp.22-39.
- 畠田 敬(2003)「規制緩和と自社株買い入れ発表による株価への効果」『経済集志』73(3)、pp.399-408.
- 畠田 敬、相馬利行(2009)「自社株買いに関する展望」神戸大学経営学研究科 Discussion paper 2009-16.
- 牧田修治(2002)「自社株買いに対する株式市場の反応と企業パフォーマンス」『証券アナリストジャーナル』vol.40(12)、pp.6-16.
- 牧田修治(2005)「わが国上場企業の自社株買いに関する実証研究—フリーキャッシュフロー仮説の検証—」『現代ファイナンス』No.17、pp.63-81.
- Allen, Franklin and Roni Michaely(2003), Payout policy, in Handbook of the economics of finance, (eds.) George M. Constantinides, Milton Harris, and René M. Stulz, Volume 1, 337-429, Amsterdam: North-Holland. [加藤英明監訳『金融経済ハンドブック1』丸善、pp.367-457].

- Battacharya, Sudipto(1979), “Imperfect information, dividend policy, and “the bird in the hand” fallacy,” *Bell Journal of Economics* 10, pp.259-270.
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo and Archie Craig Mackinlay(1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Hatakeda, T. and N. Isagawa(2004), “Stock Price Behavior Surrounding Stock Repurchase Announcements: Evidence from Japan,” *Pacific-Basin Finance Journal* 12, pp.271-290.
- Ikenberry, David, Josef Lakonishok, and Theo Vermaelen(1995), “Market underreaction to open market share repurchases,” *Journal of Financial Economics* 39, pp.181-208.
- Jensen, Michael C.(1986), “Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers,” *American Economic Review* 76, pp.323-329.
- Lang, Larry H.P. and Robert H. Litzenberger(1989), “Dividend announcements: Cash flow signalling vs. free cash flow hypothesis?” *Journal of Financial Economics* 24, pp.181-191.
- Miller, Merton H., and Franco Modigliani(1961), “Dividend policy, growth and the valuation of shares,” *Journal of Business* 34, pp.411-433.
- Yafeh, Yishay and Oved Yosha(2003), “Large Shareholders and Banks: Who monitors and How?” *The Economic Journal* 113, pp.128-146.
- Zhang, H.(2002), “Share Repurchases under the Commercial Law 212-2 in Japan: Market Reaction and Actual Implementation,” *Pacific-Basin Finance Journal* 10, pp.287-305.